

## NPO の規模を規定する要因の解析と“回帰偏差値”による地域 NPO セクターの規模の相対評価

日下部 眞 一

### はじめに

20 世紀末、特に 1989 年のベルリンの壁の崩壊以来の東欧における民主化の動きなど、世界的な一連の民主化の動きは“世界的な連帯革命 (global associational revolution)”とも呼ばれ、21 世紀における市民社会において NPO や NGO などの民間非営利組織が大きな役割を果たすであろう事が期待されている<sup>(18), (9), (17), (8)</sup>。そして、NPO セクターについての国際的な研究も行われるようになってきている<sup>(19), (20), (21), (22), (13)</sup>。日本社会においても 80 年代末頃からさまざまな局面における規制緩和の動きへの要求が一般市民側からおこり始めた。一つの動きは、市民が自発的につくる組織が法人格を持つことができるような社会制度を整備すべきであるという意見で、折しも突発した阪神淡路大震災時における市民の自発的ボランティア活動などが大きな加速要因となって「特定非営利活動促進法（通称 NPO 法）」が可決され、98 年 12 月から施行されることになった<sup>(27)</sup>。

NPO 団体の認証手続きは各都道府県において行われており、全国での認証数は、現在 8000 程で、表 1 に示しているように各都道府県において認証されている NPO 団体の数には大きなばらつきが見られる。このような NPO 認証数の変異は、興味深い次の二つの課題を提出する。

- (1) このような都道府県認証数の変異がどのような要因によって規定されているか。
- (2) このような都道府県認証数の変異をつかって各都道府県地域の NPO セクターを支える社会基盤についての評価が可能か。

本論では、NPO 法施行後 4 年ほどになって各地域の NPO 認証数がそれ

それぞれの地域の特性を反映して安定してきたと考え、上記の二つ課題を解析し地域 NPO 政策に寄与したい。

## 1. 都道府県認証 NPO 数で表される NPO セクターの規模はどのような要因によって規定されているのか

NPO の認証が始まった 1999 年末からの累積認証数を表 1 に示した。ボランティア活動や市民活動に関心をもつ人であれば、このような都道府県ごとの NPO 認証数の成長と変異におよぼす要因としては、例えば、都市化が大きな要因であるとか、地域の市民意識が反映されているのではないとか、旧来の地縁組織の強弱が関係しているのではないとか、都道府県地方行政組織に強力なリーダーがいるからであろうとか、都道府県地方行政の NPO 施策の先進性によるのではないとか、いろんな可能性をその要因として考えるであろう。

民間非営利組織活動は活動を行う人に依存しているであろうから、まず第一に、人口要因によって規定される可能性が考えられる。実際に表 1 を見ると都道府県人口が多いところは確かに NPO 数も多いように見える。したがって、NPO 数を規定する要因としては人口要因を第一の仮説として考えることが出来る。次に考えられるのは、民間非営利組織活動の主体は、さまざまな社会的課題に対する事業活動であり、それらの事業活動もサービス産業などの第 3 次産業が大きいと考えられる。したがって第 2 の仮説としては産業活動を代表する経済のマクロな指標である GDP、特に第 3 次産業の GDP が NPO 数を規定する要因である可能性が考えられる。さらに非営利組織活動はかなりの部分が本業以外の余暇時間を使って行われるであろうから、県民所得が NPO 数を規定すると考えることもできる。したがって、NPO の数を規定する第 3 の仮説として県民所得の可能性が考えられる。

そこで、都道府県認証 NPO 数と人口、GDP、そして県民所得との相関・

回帰分析を行うことによって都道府県認証 NPO 数を規定する要因を分析した。

### 1.1 資料と方法

解析に用いたデータは累積認証 NPO 数(2002 年 9 月 25 日現在)、人口、県民総所得、県内総生産、第 3 次産業による県内総生産である。累積認証 NPO 数については内閣府のホームページ (<http://www5.cao.go.jp/98/c/19981217c-npojyuri.html>) から、ほかのデータは『民力 2002』(朝日新聞)<sup>(28)</sup>による。

解析法は、通常の回帰分析である。人口と GDP の解析では、これら二つの要因が NPO 数と強い相関を示し多重共線性をもつ可能性があるために、さらにパス解析を行って人口が NPO 数におよぼす効果と GDP が NPO 数におよぼす効果を検討した。

### 1.2 人口への NPO 数回帰の推移

図 1 に示すように各都道府県認証 NPO 数は人口に依存して大きな変動を示す。このようなばらつきを示す統計量を解析するには通常、分散を安定化するために対数変換を行う<sup>(2)</sup>。各都道府県認証 NPO 数と人口を両対数変換して図 2 にこれらの関係を示す。両対数変換した各都道府県認証 NPO 数と人口の回帰直線の傾きは、実数関係を示す図 1 における、いわゆる“規模の効果”を示す。図 2 における回帰直線の傾きが 1 であれば、図 1 において直線関係にあることを意味しており、図 2 における回帰直線の傾きが 1 より大きいとき図 1 において下に凸の“規模の効果通増”を意味する。図 2 における回帰直線の傾きが 1 より小さいときは図 1 において上に凸の“規模の効果通減”を意味している。

各都道府県認証 NPO 数と人口との関係は図 2 において有意に 1 より大きいので、実数関係では下に凸の“規模の効果通増”を示している。

表 1 には 1998 年 12 月 NPO 認証が始まってからの 5 つの時点におけ

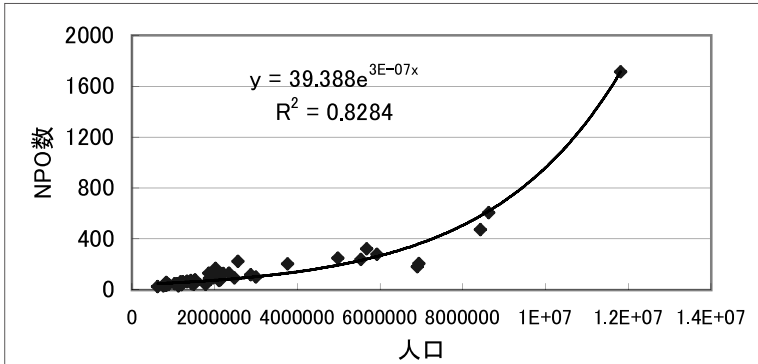


図1 都道府県認証 NPO 数と人口との関係

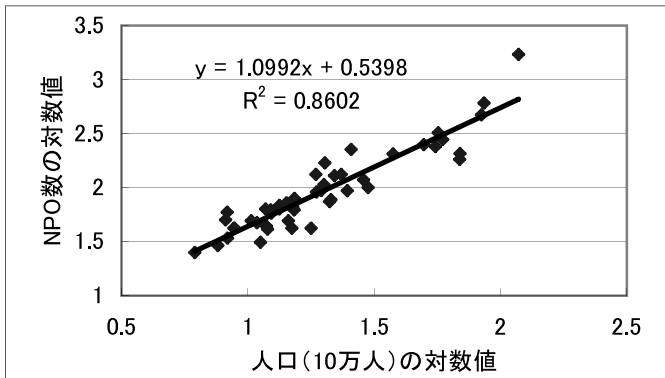


図2 両対数変換した都道府県認証 NPO 数と人口との関係

る累積の認証 NPO 数を示している。表 2 には、これら 5 つの時点において求めた各都道府県認証 NPO 数の人口への回帰直線に関わる統計量の推定値を示している。すでに予測しておいたように<sup>(12)</sup>、回帰直線の傾き (b) の大きさが次第に小さくなってきている。アメリカの NPO 数と各州の人口との関係は、傾きの大きさが 0.9 より小さいくらいであるから (0.8476)<sup>(13)</sup>、おそらく日本の NPO 数と人口の関係も将来的には、ほとんど傾き 1 になり、そのあと 1 より小さくなっていくのであろう。

これは実態的に考えると 1999 年の NPO 法の施行以来、日本の NPO で

表1 都道府県認証NPO数(累積数)の成長

	2000年6月	2001年3月	2002年2月	2002年6月	2002年9月
北海道	101	173	267	300	322
青森県	16	22	31	38	42
岩手県	20	29	59	65	72
宮城県	47	77	108	123	132
秋田県	13	21	28	36	41
山形県	14	26	42	53	58
福島県	17	35	54	62	77
茨城県	35	63	81	92	100
栃木県	45	72	91	100	106
群馬県	47	77	125	154	169
埼玉県	52	83	138	167	182
千葉県	61	117	198	236	278
東京都	492	863	1309	1575	1713
神奈川県	145	243	378	433	472
新潟県	28	47	73	85	93
富山県	10	11	20	25	31
石川県	16	25	41	52	63
福井県	6	10	41	52	59
山梨県	14	20	31	37	42
長野県	27	50	90	114	129
岐阜県	15	33	59	69	74
静岡県	54	110	163	189	204
愛知県	55	90	152	189	206
三重県	50	81	111	126	132
滋賀県	17	30	51	58	63
京都府	52	100	169	194	225
大阪府	134	274	454	540	607
兵庫県	66	118	186	226	239
奈良県	18	27	42	47	49
和歌山県	12	20	36	42	47
鳥取県	8	14	21	24	25
島根県	13	17	25	28	29
岡山県	30	48	71	88	94
広島県	39	62	89	104	118
山口県	18	38	63	70	79
徳島県	8	10	21	31	34
香川県	10	15	33	45	49
愛媛県	12	18	49	57	66
高知県	16	22	39	44	50
福岡県	74	124	195	222	249
佐賀県	9	19	33	40	42
長崎県	16	30	44	52	62
熊本県	21	36	68	79	91
大分県	7	21	41	53	62
宮崎県	14	21	35	40	44
鹿児島県	4	12	31	36	42
沖縄県	11	23	44	61	68
総計	1989	3477	5530	6553	7231
平均	42.3	74.0	117.7	139.4	153.9

表 2 NPO 数と人口（両対数変換値）との直線回帰における推定値

	傾き b	調整済み決定係数	AIC
2000 年 6 月	1.1372 (t=4.59**)	0.7827 (F=162***)	-154.03
2001 年 3 月	1.1895 (t=6.78**)	0.8371 (F=231***)	-166.52
2002 年 2 月	1.1131 (t=4.36**)	0.8583 (F=273***)	-180.48
2002 年 6 月	1.0968 (t=3.76**)	0.8591 (F=274***)	-182.18
2002 年 9 月	1.0992 (t=1.50)	0.8655 (F=147.64***)	-183.11

注) ( ) の中の数値は t 値と F 値を表し、\*、\*\*、\*\*\*は 5%、1%、0.1% レベルで有意であることを示す。

b は回帰直線の独立変数の係数を表し、t 検定は、傾き 1 からの有意性検定である。

はいくつかの地域がリーダーシップをもって活動し始め、これらを中心として成長し始めたことを意味しており、現在は、かなり全国的にその活動が広まったことを表しているのであろう。しかし、規模の効果が弱いながらもまだ増進である傾向を示していることは、その成長が、まだいくつかの地域でより活発であることを示しているのであろう。

### 1.3 回帰分析による NPO 数を規定する要因についての解析

最初に考えた仮説に関わる NPO 数に強い効果をおよぼすようなマクロな要因として、人口、GDP、第 3 次産業による GDP、県民所得を説明変数として回帰分析を行った。1 次回帰と 2 次回帰の結果はまとめて表 3 に示している。

1 次回帰について見てみると説明変数が人口である場合よりも GDP そのものの方が適合度がよい。しかし同じ GDP でも、総和としての GDP よりも 3 次産業だけによる GDP との相関が強く、AIC 値は 2.75 小さくなった。また普通は 1 次回帰よりも 2 次回帰の方が適合の度合いが良いと期待されるのであるが、人口と GDP をともに説明変数とした 2 次回帰よりも GDP だけへの 1 次回帰の方が AIC 値が小さくなった。したがって第 3 次産業による GDP だけへの回帰が AIC が最も小さい値 (-197.70) になり、

表3 認証 NPO 数の回帰分析

目的変数	説明変数	a	b1	b2	調整済み決定係数	AIC
1 次回帰	NPO 数	-4.9563	1.0992 (0.066, t=16.64***)		0.8602 (F=147.6***)	-183.11
	人口					
	県民所得	-2.7184	0.9867 (0.056, t=17.62***)		0.8734 (F=165.6***)	-187.80
	GDP	-2.8456	0.9944 (0.052, t=19.21***)		0.8913 (F=196.8***)	-194.96
	1 次産業 GDP	1.5229	0.1450 (0.202, t=0.72)		0.0113 (F=109.0***)	-91.18
	2 次産業 GDP	-2.0340	0.9182 (0.060, t=13.14***)		0.7932 (F=118.3***)	-164.71
2 次回帰	3 次産業 GDP	-2.5696	0.9719 (0.084, t=19.85***)		0.8975 (F=70.2***)	-197.70
	人口、GDP/人口	-2.7588	0.9891 (0.290, t=3.41)	1.0311 (0.067, t=15.39**)	0.8914 (F=234.22***)	-192.97
	人口、3次産業 GDP/人口	-2.3341	0.9567 (0.263, t=3.64)	1.0578 (0.067, t=15.79***)	0.8978 (F=234.22***)	-195.82

注) かつこの中の数値は標準誤差を表し, \*\*\* は, 0.1% レベルで有意であることを示す。  
a は回帰直線の切片, b1, b2 は回帰直線の説明変数の係数を表している。

人口と GDP を説明変数とする 1 次回帰、2 次回帰モデルの中では一番適合が良いモデルとなった。このとき決定係数の値は約 0.9 (0.8975) であり、GDP 要因だけで NPO 数の変動の 9 割を説明できることになる。

#### 1.4 パス解析による人口と第 3 次産業が NPO 数に与える効果の分割

1.3 の回帰分析で人口よりも GDP のほうが回帰直線の適合度が良いことがわかった。統計的な有意性の解析は回帰分散分析によってさらに詳細に行うことが出来るが、本質的にはパス解析と同じ内容であるから、ここでは回帰分散分析の結果は省略してパス解析について十分な解析を行う。

回帰分析で人口と GDP が NPO 数の変動を良く説明する要因であることがわかったが、人口と GDP がどれほど強い効果を及ぼしているのかについては多重共線性の問題もあり解釈が難しかった。この問題は、パス解析を用いることによって解決できる。パス解析はものごとの因果関係を分析考察する一つの統計的手法で、これを用いて相関関係を直接効果と間接効果に分割して考えることが出来る<sup>(25), (26), (10)</sup>。したがって、GDP と NPO 数、人口と NPO 数、それぞれの間の見かけの相関を直接効果と間接効果に分割することが可能となる。

解析は NPO 数、人口、GDP をすべて対数変換して標準化して行った。NPO 数、人口、GDP の三者間の相関係数をもとにして人口と NPO 数、GDP と NPO 数間の標準偏回帰係数（パス係数）が求められ、この値は要因の直接効果の強さを意味している。

三者間の相関係数と標準偏回帰係数を用いたパス解析の結果を図 3 に示した。図中の円周上の数値が相関係数であり、図中の矢印上の数値が標準偏回帰係数（パス係数）である。

人口と NPO 数間のみかけ上の相関 (0.9275) は、直接効果（標準偏回帰係数  $-0.0344$ ）と GDP を経由しておよぼす間接効果 ( $0.9836 \times 0.9779 = 0.9619$ ) の総合効果 ( $-0.0344 + 0.9619 = 0.9275$ ) に由来している。これに対して、GDP と NPO 間の相関 (0.9441) は、直接効果（標準偏回



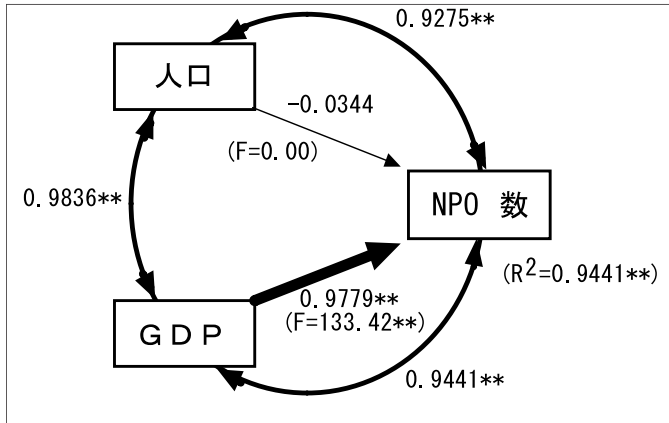


図3(a) 人口とGDPのパス解析図

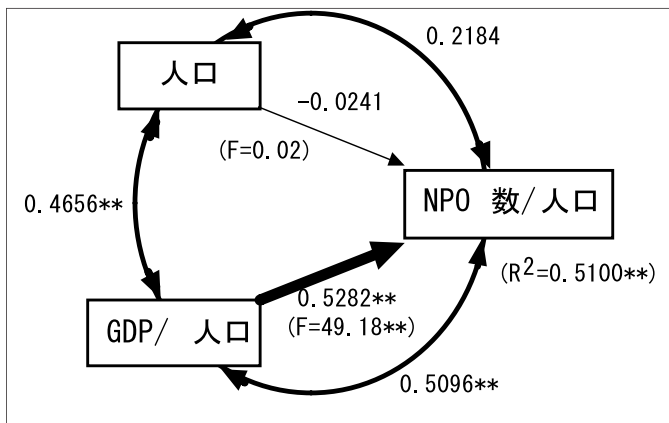


図3(b) 人口の効果を除いたNPO数と人口、GDPのパス解析図

帰係数  $0.9779$ ) と人口をかいしておよぼす間接効果 ( $0.9836 \times (-0.0344) = -0.0338$ ) の総合効果 ( $0.9441=0.9779 + (-0.0338)$ ) に分割できる。したがって、人口から NPO 数への直接効果は  $-0.0344$  ときわめて小さく、人口から NPO 数への効果は GDP を経由した間接効果 ( $0.9619$ ) がほとんどであることがわかる。一方、GDP から NPO への直接効果は  $0.9779$  で、間接効果 ( $-0.338$ ) はきわめて小さいことがわかる。

したがって、NPO 数と人口要因、GDP 要因との関係は、GDP による直接的効果がほとんどであることを示している。

これらの解析において用いた 3 変数間の相関がきわめて高く、このような状況は多重共線性を引き起こし、得られた推定値や統計的有意性を無意味にしてしまう可能性がある。

そこで、多重共線性の可能性を排除して考察するために GDP と NPO 数とともに人口数でわった GDP/人口、NPO 数/人口として相関関係を求め標準偏回帰係数（パス係数）を推定した。

図 3 (b) を見てわかるように 3 変数間の相関係数の値は小さくなり多重共線性の可能性はなくなったと見て良い。この変数変換後の解析結果は上記の結果（図 3 (a)）と一貫している。人口要因の効果をのぞいても人口あたりの GDP は人口あたりの NPO 数に有意な直接効果を持っていることを示している。これは変数変換前に検出された GDP から NPO 数への強い直接効果が単なる共線性によるまがいではないことを示している。これらの標準偏回帰係数（パス係数）の持つ意味を考える限り、GDP による直接効果が人口による直接効果をはるかに上回っていることが明らかである。

1.3 の回帰分析によって GDP 総体よりも第 3 次産業による GDP がやや適合の度合いが良かった。そこで、第 3 次産業による GDP が人口にくらべてどれくらいの直接効果を持っているのかを確かめるために、これら 3 者間でパス解析を行った。ただし、先の GDP の解析と同様、3 変数間の相関がきわめて高く、多重共線性の可能性を排除して考察するために第三次産業による GDP と NPO の数とともに人口数でわった第三次産業 GDP/人口、NPO 数/人口として相関関係を求め標準偏回帰係数（パス係数）を推定した。図 4 を見てわかるように、3 変数間の相関係数の値は小さくなり多重共線性の可能性はなくなったと見て良い。人口でわった第 3 次産業の GDP の直接効果は図 3 で見た人口でわった GDP の直接効果よりもやや強くなっている。したがって、GDP 全体によるよりも第 3 次産業による

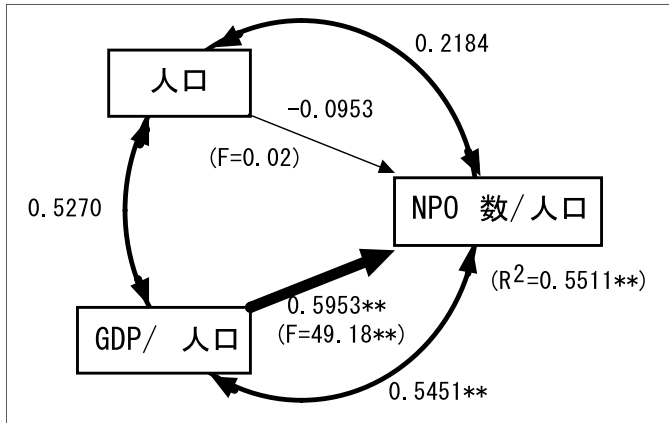


図4 GDPを人口でわった変数変換値と人口のパス解析図

GDPのほうがNPO数の変動により強い直接効果を及ぼしていることが理解できる。

以上の、人口、GDP、第3次産業によるGDP、県民所得の各種要因とNPO数との相関・回帰分析によって、NPO数の変動に最も強い効果をおよぼしているのはGDPであることが明らかになった。さらにパス解析を行うことによって、GDPと同様に強い効果をおよぼしている人口の効果は、そのほとんどがGDPを介した間接効果であることも明らかになった。

## 2. “回帰偏差値”による地域NPOセクターの相対評価

### 2.1 “回帰偏差値”の手法

表1に示した都道府県ごとの認証NPO数をもとにしてそれぞれの地域のNPOセクターの評価が可能であろうか。これは、実際にNPO政策などに携わっているものにとってはかなり重要な課題である。ある地域のNPO数が日本の平均的なNPO数から多いのか少ないのか、これからの地域社会の様々な課題にNPOがかかわり、社会サービスを提供していく可能性を考慮すると、地域の社会政策に関心をもつ人であれば大きな関心を

そそられる。

表 1 に示したような地域の NPO 数についてのばらつきをどのように評価することができるのであろうか？ 今まで、このような都道府県間のさまざまな統計指標値を比較する場合には一般に“人口当たり”の数値でもって相対評価がなされてきている。しかし、これら指標値が人口に対し、いわゆる“規模の効果”を示す場合には、このような“人口当たり”の数値で行う相対評価が誤った評価となる可能性について問題点を指摘し、このような規模の効果のをぞき相対評価が可能となる回帰偏差値を考案・提唱した<sup>(12)</sup>。さらに回帰偏差値についての詳細な検討を行って、この手法の有効性・有用性を明らかにした<sup>(14)</sup>。そこで、この回帰偏差値による手法を用いて都道府県の NPO セクターの相対評価を行う。

簡単に回帰偏差値の概念と、手法を述べておく。各都道府県は人口の大きさが異なるので、単純に NPO 数を人口でわった人口当たりの数値で評価することはできない。大都市の 100 人の重味と人口が 100 分の 1 の小都市の 1 人の重味は違うのである。

新しい指数を考案した基本的な考えは、人口規模から期待される NPO 数からの現実の認証 NPO 数の残差を客観的に標準化して指数化することにある。この人口規模から期待される NPO 数は、NPO 数の人口への 1 次回帰によって説明される値、つまり 1 次回帰式によって推定される NPO 数の予測値である。標準化の方法は回帰分析で得られた観測値 (Y) の、その点における標本回帰からの残差を、回帰分散分析表の不偏分散の推定値の平方根 (s) と影響力係数 (leverage coefficient) (h) を用いた値で標準化することである。この標準化法は、統計学的には“残差のスチューデント化 (studentized residual)”として知られている<sup>(3), (4), (16), (24)</sup>。この変換は、分布の同型性を保ったままの変換であるから厳密には正規分布とはいえないが、標本数が多いと、独立性の欠如を無視しても差し支えないので、たがいに独立に正規分布に従うとみなしてもよいといわれている<sup>(2)</sup>。そして、このスチューデント化残差は、尺度フリーで、標準化しない残差

よりも客観的な残差分析に適していると評価されていて今日では広く普及し始めている<sup>(16)</sup>。

直感的にわかりやすく表現すると、47 都道府県の NPO 数をそれぞれの人口に直線回帰すれば、日本のさまざまな人口規模の“期待される平均 NPO 数”がこの回帰直線上の点で示される。したがって、実際の NPO 数が、この点から多いと平均から期待されるより多くの NPO 数が認証されているわけで、この点から小さいと平均から期待されるほどには NPO の認証が進んでいないということになるわけである。このような回帰直線からのはずれ具合（距離）でもって評価しようというのが“回帰偏差値”の手法である。通常の、正規分布に基づいて用いられている偏差値と同じように用いることが出来る。

## 2.2 NPO 数の回帰偏差値による相対評価と地域格差

2002 年 9 月現在の都道府県認証数のデータを用いて NPO 数の人口への回帰偏差値を計算して表 4 にその結果を示す。同時に従来都道府県の統計指標で慣習的に用いられてきている人口当たりの NPO 数を、平均値が 50 になるように調整して表 4 の中央の欄に、この数値による順位付けとともに示している。

従来用いられてきた人口当たりの順位は、人口に対する“規模の効果”をふくんだ値をもとにして順位付けを行っているために、地域の相対評価としては適切でないことは別報<sup>(14)</sup>において詳細に議論したのでここでは省略するが、この指標による評価の歪みが都道府県人口に大きく依存して起こっていることを図 5 に示す。これは回帰偏差値による順位 (a) から人口当たりの数値による順位 (b) を引いた値を縦軸に、都道府県人口の大きい方からの順位を横軸にとってこれらの関係を図示したものである。明らかに人口に依存した統計的に有意な負の関係が明瞭に見いだされる。図 1 を見て分かるように、人口に対して下に凸の“規模の効果”を示すような指標に対しては、従来用いられてきた人口当たりの順位は、人口の大

表 4 回帰偏差値の順位と人口当たりの順位、人口の順位の関係

		回帰偏差値	順位 (a)	人口当たり	順位 (b)	(a)-(b)	人口の順位
東	京	81.61	1	146.46	1	0	1
京	都	68.72	2	88.70	2	0	13
群	馬	67.95	3	84.55	3	0	19
福	井	65.98	4	72.00	4	0	44
三	重	63.15	5	71.76	5	0	23
高	知	61.23	6	61.78	7	-1	45
大	阪	58.56	7	71.09	6	1	2
長	野	56.68	8	59.13	8	0	16
石	川	55.89	9	54.11	13	-4	37
宮	城	55.26	10	56.83	10	0	15
沖	縄	53.97	11	51.51	16	-5	32
山	口	53.97	12	52.21	15	-3	25
栃	木	53.87	13	53.47	14	-1	20
大	分	53.76	14	50.75	18	-4	34
岩	手	53.57	15	51.17	17	-2	30
佐	賀	53.15	16	48.08	22	-6	42
山	梨	53.01	17	47.90	24	-7	41
北	海 道	52.90	18	57.33	9	9	7
静	岡	52.70	19	54.77	12	7	10
香	川	52.54	20	47.92	23	-3	40
滋	賀	51.60	21	47.70	25	-4	31
山	形	51.51	22	47.21	27	-5	33
熊	本	51.49	23	49.16	20	3	22
神	奈 川	51.29	24	56.61	11	13	3
岡	山	50.95	25	48.52	21	4	21
和	歌 山	49.50	26	43.67	29	-3	39
福	岡	49.34	27	50.53	19	8	9
鳥	取	49.22	28	40.94	34	-6	47
愛	媛	48.87	29	44.20	28	1	27
徳	島	48.61	30	41.33	32	-2	43
千	葉	46.80	31	47.45	26	5	6
島	根	46.61	32	38.45	35	-3	46
長	崎	46.53	33	41.02	33	0	26
広	島	44.97	34	41.51	31	3	12
宮	崎	44.55	35	37.54	37	-2	36
兵	庫	44.37	36	43.61	30	6	8
新	潟	42.65	37	37.94	36	1	14
秋	田	42.00	38	34.60	40	-2	35
福	島	41.90	39	36.47	38	1	17
奈	良	41.07	40	34.18	41	-1	29
岐	阜	41.05	41	35.44	39	2	18
茨	城	38.42	42	33.73	42	0	11
富	山	35.47	43	27.86	45	-2	38
青	森	35.20	44	28.35	44	0	28
愛	知	31.71	45	30.02	43	2	4
鹿	児 島	29.31	46	23.80	47	-1	24
埼	玉	27.96	47	26.66	46	1	5
総	計	2351.44		2350.03			
平	均	50.03		50.00			

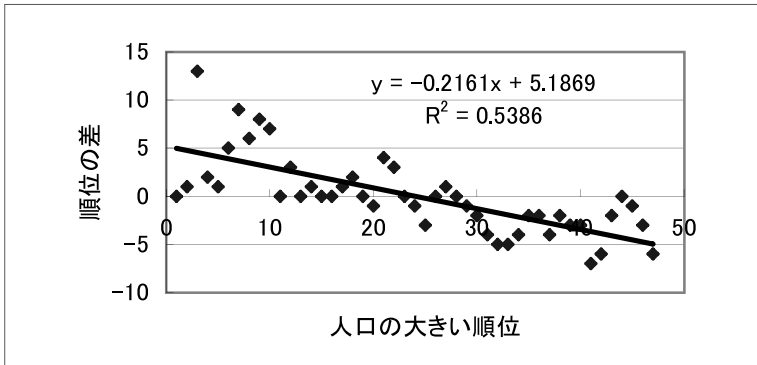


図5 回帰偏差値と人口当たりの順位差と人口との関係

きい地域を過大評価し、人口の小さい地域を過小評価する傾向にあることを図5は明瞭に示している。

上位の東京、京都、群馬、福井、三重、高知の6地域は、他地域にくらべて格段に回帰偏差値が高い。下位の埼玉、鹿児島、愛知、青森、富山、茨城の6地域もかなり分布から下の方にはずれている。回帰偏差値が45あたりから55あたりには分布が集中しておりお互いに有意な差は認められないであろう。しかし、40以下と60以上は偏差値では20、分散で言うところ2シグマの差があるわけであるから大きな違いであるといわざるを得ない。

“地域の総体としてのNPO力”を各地域で相対的に比較するには、新たに考案した“回帰偏差値”が有効かつ有力である。現時点では、NPOセクターに関する統計指標はNPO数だけであるから、これらの地域の数値を用いて地域の相対評価を行ったわけであるが、ここで用いた“回帰偏差値”の手法は、NPOに関する様々なほかの統計指標、例えば都道府県毎のNPOの会計状況などがわかってくれば、同じように適用して評価できる。その時には、例えば、各指標の偏差値の総和をとれば、都道府県各地域のNPOセクターの総体としての力量を相対的に表す指標として有効に用いることが可能である。

## おわりに

本論では NPO 数におよぼす人口、GDP、第三次産業による GDP、県民所得の効果を回帰分析やパス解析を用いて解析し、一貫した結果が得られた。この結果、NPO 数の大きさの変動は人口と GDP の 2 要因によってほぼ 9 割が説明されることが明らかになった。さらにパス解析の結果、NPO 数と人口要因との相関は、実は見かけの相関であり GDP 要因が直接効果のほとんどを占めることが明らかとなった。

本論ではさらに、NPO 数の変動が GDP の中でも第 3 次産業部門の GDP によって最も良く回帰されることが明らかになった。AIC の値で 2.74 小さいので統計的にかなり有意である。パス解析によっても、GDP 全体による直接的効果よりも、第 3 次産業部門の GDP による直接的効果が大きかったので、この結果は強く支持される。

したがって本論の解析から“NPO 数は人口要因や GDP 要因と高い相関を示すが、GDP 要因が大きな直接的効果をおよぼしており、とりわけ第三次産業による GDP が強い直接的効果をもつ”という結論が導かれる。

従来、このような NPO セクターの規模がどのような要因によって規定されるかについての考察は、例えば、需要—供給論的観点から<sup>(23)</sup>、また、社会共同体的な観点から研究報告されている<sup>(1)</sup>。また宗教の多様性<sup>(5)</sup>や失業率・貧困率、そして人種や年齢構成の多様性も“地域の”NPO 数の増大に寄与しているとも論じられてきた<sup>(15)</sup>。しかし、本論で行ったような人口や GDP などのマクロな経済的要因について解析した研究は今までない。

NPO セクターの社会経済的活動分野は、特に日本のように産業が進んだ国では、サービス産業や情報通信産業などを中心とした第 3 次産業に深く関わっているであろう。したがって、本論で得られた結論は容易に理解される。そして、このことは地域情報化の促進やサービス産業の育成を地方行政の施策として推進すれば必然的に NPO の成長を伴うことを示して



いるのかもしれない。しかし、また逆に地域の情報化や福祉などサービス産業の育成・支援なくして単に行政の補完的役割としての NPO の支援・育成だけを施策として意識しても限界があるということなのかもしれない。

NPO のマネジメントで基本的資源として“ヒト、モノ、資金、ノウ・ハウ、ノウ・フー”がよくあげられる。これらは突き詰めていけば、NPO を取り巻く地域の“人口要因”や“GDP 要因”に大きく依存していることは間違いないであろう。したがって、わかってみれば自明のこのように思われるが、“NPO の規模は人口要因と GDP 要因によって第 1 義的に規定される”という経験則が成り立つのであろう。本論では、GDP の直接効果がほとんどで、人口による直接効果は見られないという結果であったが、社会現象としては、GDP は明らかに人口要因の従属変数であろうし、人口要因と GDP 要因の直接効果と間接効果を本論のパス係数が示すように厳格に区別して量ることはなかなか困難であろう。

本論で検討した人口要因や GDP 要因などは、いわばマクロに NPO を規定する要因である。したがって、今まで提出された NPO の規模に関する仮説<sup>(21)</sup>をかならずしも否定しているわけではない。しかし、いわば NPO の規模を規定するミクロな要因に関する仮説を検討する場合にも本論であつかったような人口要因や GDP 要因などについて注意深い検討を必要とするであろう。

Curtis ら<sup>(6)</sup>は民主的な 33 カ国のボランティア活動を調査比較研究して経済的發展、宗教性、政治的要素が総体としてボランティア活動の度合いを決める要因であることを指摘しており、特に、彼らの解析はボランティア活動への参加の度合いが国の GDP ではかった経済水準に有意な相関を示している。しかし、調査された 33 カ国の中では、高度に経済發展して民主的な日本がボランティア活動の最低水準であることを異例として指摘している。このように世界的に見れば非営利組織を支えているボランティア活動について異例な日本の中で、非営利組織の増加が地域の GDP

に依存した様相で引き起こっていることは大変興味深いし、世界的に見て、日本の NPO セクターがどれほどの規模であるのか、さらに注意深い検討がされるべきであろう。

また、本論で、回帰偏差値による地域 NPO セクターの相対評価を試みたが、ここで見られた NPO についての地域格差が GDP 以外のいかなる要因によって生じているのかという課題も将来に残されている。

## 参考文献

- (1) Abzug, Rikki and Turnheim, Joy K. (1998) Bandwagon or Band-Aid? A Model of Nonprofit Incorporation by State. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol.27, no.3, 300-322.
- (2) Chatterjee, S., Price, B. (1977) *Regression Analysis by Example*, John Wiley & Sons, Inc. (佐和隆光・加納悟訳 (1981) 『回帰分析の実際』新曜社).
- (3) Cook, R.D. and Weisberg, S. (1994) *An introduction to regression graphics*, John Wiley & Sons, Inc. pp. 203-216.
- (4) Cook, R.D. and Weisberg, S. (1999) *Applied regression including computing and graphics*, John Wiley & Sons, Inc. pp. 354-372.
- (5) Corbin, John J. (1999) A study of Factors influencing the growth of Nonprofits in social services. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol.28, no.3, 296-314.
- (6) Curtis, James E., Baer, Douglas, E., Grabb, Edward, G. (2001) Nations of joiners: Explaining voluntary association membership in democratic societies. *American Sociological Review*, vol.66, no.6, 783-805.
- (7) De Vita, Carol J. (1997) Viewing Nonprofits across the States. *Charting Civil Society*, The Urban Institute. (<http://www.urban.org>)
- (8) Fumkin, P. (2002) *On being nonprofit*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- (9) Giddens, A. (1998) *The third way*. The renewal of social democracy. Cambridge: Polity Press.
- (10) Hanushek, Eric A. and John E. Jackson (1977) *Statistical Methods for Social Scientists*. Academic Press, NY.
- (11) 日下部眞一 (2002a) NPO セクターの規模を規定する要因は何か? : 中国と日本の非営利組織数の解析から見えてくる姿 『ノンプロフィット・レビュー (日本 NPO 学会誌)』(投稿中、2002 年 6 月 25 日)
- (12) 日下部眞一 (2002b) NPO の規模をはかる回帰偏差値, “NPO 指数” の考案: NPO 指数を通して見えてきた地域格差 『ノンプロフィット・レビュー (日本

NPO 学会誌)』(投稿中、2002 年 6 月 25 日)

- (13) 日下部真一 (2002c) ノン・プロフィットセクターの規模を規定する要因は GDP である：世界 22 カ国と米国各州のノン・プロフィットセクターの解析から見える姿『ノンプロフィット・レビュー (日本 NPO 学会誌)』(投稿中、2002 年 9 月 12 日)
- (14) 日下部真一 (2002d) 回帰偏差値の考案とその効用：地域間格差を相対評価する偏差値『広島大学総合科学部紀要 IV (理系編)』(投稿中、2002 年 9 月 24 日)
- (15) Marcuello, Carmen (1998) Determinants of the Non-profit sector size ; An empirical analysis in Spain, *Annals of Public and Cooperative Economics*, vol.69, no.2, 175-192.
- (16) Myers, R.H. (1990) *Classical and modern regression with applications*. 2nd. ed. PWS-KENT Publishing Company. Boston
- (17) Pestoff, V.A. (1998) *Beyond the Market and State*. Ashgate.
- (18) Salamon, Lester M. (1994) The rise of the nonprofit sector. *Foreign Affairs* vol.74, no.3 (July/August 1994)
- (19) Salamon, Lester M. and Anheier, Helmut K. (1994) *The emerging sector: The Nonprofit Sector in Comparative Perspective - An overview*. The John Hopkins University, Institute for Policy Studies, Baltimore. (今田忠監訳 (1996)『台頭する非営利セクター』ダイヤモンド社)
- (20) Salamon, Lester M. (1997) Holding the center: America's Nonprofit Sector at a crossroads. (山内直人訳 (1999)『NPO 最前線』岩波書店)
- (21) Salamon, Lester M. and Anheier, Helmut K. (1998) Social origins of civil society: Explaining the nonprofit sector cross-nationally. *Voluntas* vol 9, no.3 213-248.
- (22) Salamon, L.M., Anheier, H.K., List, R., Toepler, S., Sokolowski, S.W., and Associates. (1999) *Global Civil Society: Dimensions of the Nonprofit Sector*. The John Hopkins University, MD.
- (23) Schiff, Jerald and Weisbrod, Burton. (1991) Competition between for-profit and nonprofit organizations in commercial markets. *Annals of Public and Cooperative Economics*, vol.4, 619-639.
- (24) Snedecor, G.W., Cochran, W.G. (1980) *Statistical Methods*, 7th ed. The Iowa State University Press, Iowa. (奥野ら共訳 (1972)『統計的方法原書第 6 版』岩波書店)
- (25) Wright, S. (1921) Correlation and causation. *J. Agric. Res.* 20, 557-585.
- (26) Wright, S. (1923) Theory of path coefficients. *Genetics* 8: 239-255.
- (27) 山内直人 (1999) 「NPO とは何か ―日本の現状から―」 山内直人訳 (1999)『NPO 最前線』岩波書店
- (28) 『民力 2002』(2002) 朝日新聞社